

# UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

---

FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE  
Corso di Laurea in Statistica, Economia e Finanza



TESI DI LAUREA

**"Análisis de política monetaria de España:  
el principio de Taylor aplicado  
a la conducta del Banco de España y del BCE"**

**"Analisi di politica monetaria della Spagna:  
il principio di Taylor applicato  
alla condotta del Banco de España e della BCE"**

**Relatore:  
Prof.  
EFREM CASTELNUOVO  
Prof.  
ANNA MECA MARTINEZ**

**Presentata da:  
VETTORI SABRINA**

**Anno Accademico 2009/2010**

# UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

---

FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE  
Corso di Laurea in Statistica, Economia e Finanza



TESI DI LAUREA

"Analisi di politica monetaria della Spagna:  
il principio di Taylor applicato  
alla condotta del Banco de España e della BCE"

Relatore:  
Prof.  
EFREM CASTELNUOVO  
Prof.  
ANNA MECA MARTINEZ

Presentata da:  
VETTORI SABRINA

Anno Accademico 2009/2010

# Indice

<b>1</b>	<b>Introduzione</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Politica monetaria e inflazione prima e dopo la UEM</b>	<b>3</b>
<b>3</b>	<b>La regola di Taylor</b>	<b>5</b>
3.1	Variazioni della regola di Taylor . . . . .	6
3.1.1	Smoothing del tasso d'interesse . . . . .	6
3.1.2	Ruolo del tasso d'interesse a lungo termine, approccio forward-looking . . . . .	7
3.1.3	Ritardi dell'inflazione e dell'output gap . . . . .	7
3.1.4	Misurazioni dell'outputgap . . . . .	7
<b>4</b>	<b>Analisi empirica:</b>	<b>9</b>
4.1	Analisi grafica . . . . .	9
4.2	Regole stimate . . . . .	10
4.3	Come si divide il campione . . . . .	11
4.4	Primo Campione (1978:I-1998:IV) . . . . .	12
4.4.1	Primo Sottocampione (1978:I-1989:II) . . . . .	12
4.4.2	Secondo Sottocampione (1989:III-1998:IV) . . . . .	15
4.5	Secondo Campione (1999:I-2009:IV) . . . . .	20
<b>5</b>	<b>Conclusioni</b>	<b>24</b>

## Appendice tecnico

## References

# 1 Introduzione

In generale, la politica monetaria mira a raggiungere gli obiettivi di stabilità dell'occupazione e dei prezzi, controllando le principali variabili del sistema monetario: la quantità di denaro, il livello e la struttura dei tassi di interesse e i fattori che influenzano la disponibilità di credito.

Nelle economie occidentali le politiche monetarie sono state guidate, negli ultimi anni, con l'obiettivo di raggiungere la stabilità dei prezzi intervenendo sui tassi d'interesse.

Le economie dell'Unione Europea (UE) hanno subito importanti cambiamenti nella progettazione e realizzazione delle loro politiche per poter partecipare al meccanismo di cambio del Sistema Monetario Europeo (SME), era infatti necessario a tal fine acquisire un impegno di stabilità cambiaria e una reputazione anti-inflazionistica. Più tardi, gli accordi che si fecero permisero la formazione dell'Unione Economica e Monetaria (UEM) e furono la base dell'attuale impostazione di politica monetaria condotta dalla Banca Centrale Europea (BCE).

La specificazione della funzione di reazione delle Banche Centrali, come proposto da Taylor (1993), permette di conoscere in quale misura la politica monetaria progettata e implementata è sensibile ai due obiettivi fondamentali di qualsiasi politica economica, quali le deviazioni del tasso di inflazione dal suo valore desiderato e le deviazioni del livello di produzione reale dalla sua effettiva tendenza di lungo termine.

Lo scopo di questo studio è valutare se con il cambiamento di gestione della politica monetaria in Spagna, guidata prima dal Banco de España e in seguito dalla Banca Centrale Europea, vi sia un cambiamento effettivo di politica monetaria. Perciò, usando dati trimestrali e dividendo il campione in due periodi delimitati dall'evento storico dell'adesione all'UEM, si cerca di approssimare la regola di politica monetaria seguita dalle Banche Centrali nei due periodi per verificare se si avvicina ai postulati della regola di Taylor o a qualche derivazione della stessa, con particolare attenzione al crescente grado di apertura e d'internazionalizzazione sperimentato dall'economia spagnola negli ultimi anni.

Il documento è organizzato come segue. La sezione 2 riassume i regimi di politica monetaria in Spagna lungo il periodo considerato. La sezione 3 presenta la regola di Taylor e le sue variazioni. La sezione 4 tratta l'analisi empirica dei dati: vengono stimate alcune possibili regole a scopo di descrivere il comportamento del Banco de España e della BCE. Infine, la sezione 5 presenta le principali conclusioni.

## 2 Politica monetaria e inflazione prima e dopo la UEM

Si definisce periodo di transizione della politica monetaria spagnola, il periodo corrispondente agli anni precedenti l'incorporazione della peseta al meccanismo di cambio dello SME. A una prima fase di controllo monetario tipica di una economia chiusa (Ayuso e Escrivá, 1997) segue una fase di transizione che si è conclusa con l'ingresso nello SME nel 1989.

Nel 1978 si annuncia pubblicamente l'obiettivo di crescita dell'aggregato monetario. Questo periodo si caratterizza per l'applicazione di uno schema di controllo monetario a due livelli, essendo l'obiettivo intermedio l'offerta di moneta (in particolare, l'aggregato M3) e la variabile strumentale gli Attivi di cassa del Sistema Bancario (AcSB). La scelta di un aggregato monetario come obiettivo intermedio ha fatto sì che la Banca di Spagna subisse le fluttuazioni dei tassi di interesse e del tasso di cambio necessarie per permettere che tale aggregato, e la variabile strumentale, si mantenessero dentro i margini previsti. Inoltre, un altro aspetto chiave che influenzava la politica monetaria era l'esistenza di importanti controlli dei capitali che limitavano l'integrazione dei mercati monetari e dei capitali spagnoli con il resto del mondo, rafforzando l'autonomia della politica monetaria, ma influenzando in modo significativo il grado di apertura dell'economia (Ayuso e Escrivá, 1997).

E' dal 1989, durante gli anni di appartenenza al SME, quando la politica monetaria si concentra sul controllo dell'inflazione attraverso la modificazione della struttura dei tassi di interesse, che si ha un'accentuazione del grado di apertura dell'economia spagnola; concludendo questo periodo con l'entrata della Spagna, il primo gennaio del 1999, nell'UEM.

L'inclusione della peseta nello SME, con la conseguente importanza dell'impegno adottato di stabilità del tasso di cambio, ha introdotto un elemento di disciplina esterna fino ad allora assente nella politica monetaria nazionale, che costringeva a una posizione anti-inflazionistica della politica monetaria e la politica economica in generale, in linea con i paesi dello SME con una reputazione maggiore a riguardo, in particolare la Germania.

Più tardi, dopo gli episodi di instabilità vissuta dal SME, tra il 1992 e il 1993, e l'ampliamento delle bande di oscillazione delle monete partecipanti, nel mese di agosto 1993 la politica monetaria spagnola scelse, per consolidare la sua reputazione anti-inflazionistica, come obiettivo esplicito la stabilità dei prezzi. In linea con questa decisione fu concesso uno statuto d'indipendenza alla Banca di Spagna e fu modificato lo schema di controllo del regime monetario, ora condotto su un unico livello mediante la fissazione di un unico obiettivo esplicito in termini di tasso di inflazione, con lo scopo finale di raggiungere la stabilità dei prezzi nel medio e lungo termine.

La credibilità della politica monetaria condotta da una Banca Centrale indipendente e con una strategia basata sul raggiungimento del particolare obiettivo d'inflazione fece sì che questa si situasse a livelli vicini a quelli degli altri paesi dell'UE; favorendo, inoltre, il mantenimento della stabilità del tasso di cambio e che i tassi di interesse raggiungessero i livelli richiesti dai criteri di convergenza per formar parte dell'UEM (Anchuelo, 2005).

Pertanto, dal primo gennaio 1999, la Spagna partecipa al quadro istituzionale che dà forma alla UEM.

La BCE più le Banche Centrali nazionali dell'UE la cui moneta è l'euro (attualmente 16 in seguito alla recente aggiunta della Slovacchia) costituiscono l'Euro-sistema, che è l'autorità monetaria della zona euro. Il comitato esecutivo dell'Euro-sistema è il responsabile della gestione quotidiana della BCE, mentre il Consiglio direttivo prende decisioni sui tassi di interesse a breve termine, in accordo con le condizioni economiche e finanziarie della zona euro. Inoltre, la BCE assieme a tutte le Banche Centrali nazionali dell'Unione europea, che abbiano o no adottato l'euro come moneta, costituiscono il Sistema Europeo di Banche Centrali (SEBC), che coordina le politiche monetarie.

L'obiettivo primario è la stabilità dei prezzi; e per raggiungere tale obiettivo, le decisioni di politica monetaria sono prese a livello centrale dal Consiglio direttivo, che valuta le condizioni economiche (attività, prezzi, costi e natura degli shock) e monetarie (M3 e di altri aggregati) della zona euro e le esercitano a livello decentrato le Banche Centrali nazionali, coordinate dalla BCE. Pertanto, è la BCE l'unico responsabile della politica monetaria e chi determina i tassi di interesse

che fungono da riferimento per gli scambi finanziari in euro.

### 3 La regola di Taylor

La regola di politica monetaria più nota e semplice è la regola di Taylor, il tasso di interesse nominale a breve termine dipende positivamente solo dall'inflazione e dall'output gap. Taylor (1993) ha suggerito questa regola come una spiegazione della politica monetaria nella fase iniziale della presidenza di Alan Greenspan del consiglio dei governatori del Federal Reserve System degli Stati Uniti, da allora in poi "la Fed" (1987-92).

Il primo tentativo di caratterizzare mediante una regola di politica monetaria la condotta della Banca di Spagna è stato effettuato da Diaz, e Montero (2004a).

La regola di Taylor si definisce come:

$$i_t^{corto} = i_t^* + \alpha (\Pi_t - \Pi^*) + \beta (\gamma_t - \gamma_t^*) + \varepsilon_t \quad (1)$$

- $i_t^{corto}$  è il tasso d'interesse nominale a breve termine;
- $i_t^*$  costante, è il tasso d'interesse nominale obiettivo fissato dalla Banca Centrale;
- $\Pi_t$  è il tasso d'inflazione attuale;
- $\Pi^*$  è il tasso d'inflazione obiettivo previsto o atteso;
- $\gamma_t - \gamma_t^*$  è l'output gap, la deviazione del PIL reale dal suo livello potenziale;
- $\varepsilon_t$  corrisponde l'errore, che idealmente è distribuito come white noise  $N(0, \delta^2)$ ;

Sappiamo dall'equazione di Fisher che il tasso di interesse nominale è legato al tasso di interesse reale richiesto,  $r^*$ , e il tasso di inflazione previsto o atteso:

$$i_t^* = r^* + \Pi^* \quad (2)$$

Quindi sostituendo la (2) nella (1) risulta:

$$i_t^{corto} = c + \alpha \Pi_t + \beta (\gamma_t - \gamma_t^*) + \varepsilon_t \quad (3)$$

- $c$  corrisponde a  $(i_t^* - \alpha \Pi^*)$ , parametri costanti, il tasso d'interesse nominale obiettivo  $i_t^*$  e l'obiettivo d'inflazione a lungo termine  $\Pi^*$ ;

Pertanto, il tasso di interesse aumenterà di fronte ad un processo inflazionario in cui i tassi di inflazione aumentano velocemente, o di fronte a grandi variazioni dell'output gap.

La regola di Taylor parte dal presupposto che sono proprio i tassi di interesse reali che svolgono un ruolo centrale nella formulazione della politica monetaria e, in questo senso, anche se lo strumento che l'autorità monetaria manipola è il tasso d'interesse nominale, sono i tassi di interesse reali che effettivamente influiscono sull'attività economica.

Pertanto, i valori ottenuti attraverso la stima econometrica di questa regola, o di qualche derivazione della stessa, forniranno informazioni sulla risposta della politica monetaria agli shock. Di conseguenza, le implicazioni della regola di Taylor tenendo conto del comportamento ciclico dell'economia dipenderanno dal segno e dalla grandezza dei coefficienti stimati.

Per far sì che la funzione di reazione di una Banca Centrale possa essere descritta mediante una regola di Taylor i coefficienti che accompagnano l'inflazione e l'outputgap devono essere entrambi positivi e, soprattutto, se  $\alpha > 1$  le variazioni del tasso di interesse nominale eserciteranno un effetto

di stabilizzazione sull'economia a causa del rialzo dei tassi di interesse reali ex-post in risposta all'aumento dell'inflazione; il tasso di interesse reale infatti è una funzione diretta del tasso di interesse nominale, il solo che la Banca Centrale può controllare direttamente, e poiché il tasso di interesse reale è la differenza tra tasso di interesse nominale e l'inflazione ( $r^* = \Pi^* - i_t^*$ ) un aumento dell'inflazione deve essere compensato da un aumento superiore del tasso di interesse nominale per provocare un apprezzamento del tasso di interesse reale, come riportato da Gali Clarida e Gertler (1999). Mentre se  $\alpha < 1$ , l'aumento dell'inflazione sarebbe accompagnato da una riduzione ex-post di tali tassi e quindi, il suo effetto sullo sviluppo economico sarebbe di carattere accomodante.

La stessa logica si applica al parametro che accompagna l'output gap, deve essere sempre positivo, in quanto in caso contrario, la politica monetaria si mostrerebbe accomodante anche agli shock nei livelli di produzione reale dell'economia.

Così la politica monetaria può essere caratterizzata come:

- Anti-inflazionista se  $\alpha > 1$ ,  $\beta > 0$
- Accomodante se  $\alpha < 1$ ,  $\beta > 0$

### 3.1 Variazioni della regola di Taylor

La versione originale della regola di Taylor è stata modificata più volte in quanto i ricercatori hanno cercato di renderla più realistica o conveniente:

#### 3.1.1 Smoothing del tasso d'interesse

Interest rate-smoothing, la modifica più popolare della regola di Taylor, è l'incorporazione di policy-inertia, rappresentata dalla presenza di ritardi del tasso d'interesse a breve termine nella regola di politica monetaria.

I cambiamenti nelle condizioni osservate, come nell'inflazione o nel livello di attività economica, risultano in conseguenti mutamenti di politica della Banca Centrale nel target del tasso di interesse a breve termine, ma questi cambiamenti si verificano spesso attraverso un serie di piccoli aggiustamenti nella stessa direzione sviluppati su un periodo di mesi. Le Banche Centrali cercano infatti di fare dei piccoli movimenti dei tassi di interesse, allo scopo di cercare di minimizzare la variabilità di questo. Ci sono diversi motivi plausibili per cui le autorità dovrebbero preferire politiche che mantengono il livello dei tassi di interesse a breve termine molto poco variabile. Da un lato, il tasso di interesse non può essere spinto al di sotto dello zero. Ciò significa che una politica coerente con una bassa inflazione media, che comporta un basso livello medio dei tassi di interesse nominali, non può ridurre il tasso di interesse in risposta a shock deflazionari troppo grandi. Al tempo stesso, elevati tassi di interesse nominali implicano sempre distorsioni, poiché le risorse vengono sprecate in inutili sforzi per economizzare i saldi di cassa (Woodford, 2003).

Senza dubbio, la preoccupazione per lo smoothing del tasso di interesse da parte della Banca Centrale è importante per la credibilità della stessa. E' necessaria una comunicazione chiara e trasparente tra il settore privato e la Banca Centrale per garantire la stabilità del mercato.

Questo tipo di comportamento è particolarmente evidente nel caso della Federal Reserve degli U.S.A, ma caratterizza molte altre Banche Centrali.

Le ragioni fondamentali sul perché lo smoothing dei tassi di interesse può essere desiderabile per una Banca Centrale sono proposte da Goodfriend (1991), e sostenute anche da Rudebusch (1995). Goodfriend sostiene che la produzione e i prezzi non rispondono alle fluttuazioni giornaliere dei fondi federali, ma solo a modifiche del tasso di interesse a lungo termine. La Fed può raggiungere i suoi obiettivi di stabilizzazione solo quando le sue azioni influiscono su questi tassi a lungo termine. Ma i tassi a lungo termine sono determinati dalle aspettative del mercato dei futuri tassi a breve. Quindi una risposta efficace da parte della Fed alle pressioni inflazionistiche, per esempio, richiede



che il settore privato sia in grado di credere che tutto il percorso futuro del tasso d'interesse a breve sia cambiato.

Una politica che mantiene i tassi di interesse a un livello elevato per un periodo di tempo, se capita da parte del settore privato, consentirà un adeguamento moderato dei tassi a breve correnti per ottenere un effetto significativo sui tassi a lungo termine. Questa politica offre la prospettiva di effetti significativi della politica della Banca Centrale sulla domanda aggregata, senza bisogno di eccessiva volatilità dei tassi di interesse a breve termine.

Perciò si considera ora un modello che includa anche i ritardi della dipendente:

$$i_t^{corto} = c + \alpha \Pi_t + \beta (\gamma_t - \gamma_t^*) + \rho i_{t-n}^{corto} + \varepsilon_t \quad (4)$$

- $i_{t-n}^{corto}$  è il tasso d'interesse nominale a breve termine differito per n periodi.

### 3.1.2 Ruolo del tasso d'interesse a lungo termine, approccio forward-looking

Diversi autori hanno sostenuto che la fissazione dei tassi di interesse è forward-looking (si veda ad esempio Clarida, Gali e Gertler (1998), Faust, Rogers e Wright (2001) e Taylor (1998)).

Goodfriend (1998) suggerisce che la politica monetaria forward-looking dovrebbe reagire ai movimenti dei tassi di interesse a lungo termine, dal momento che questa variabile è un indicatore di "inflation scares". Le oscillazioni dei tassi di interesse a lungo possono essere in gran parte causate dai cambiamenti nelle aspettative di politica monetaria nel breve termine dei partecipanti al mercato. Petra Gerlach-Kristen (2003) suggerisce che il tasso a lungo contiene anche informazioni sulle aspettative di inflazione a lungo termine. Proprio per questo l'introduzione del tasso di interesse a lungo termine implica un approccio forward-looking.

$$i_t^{corto} = c + \alpha \Pi_t + \beta (\gamma_t - \gamma_t^*) + \delta l_{t-1} + \rho i_{t-n}^{corto} + \varepsilon_t \quad (5)$$

- $l_{t-1}$  è la serie del tasso di interesse a lungo termine differito per un periodo;

### 3.1.3 Ritardi dell'inflazione e dell'output gap

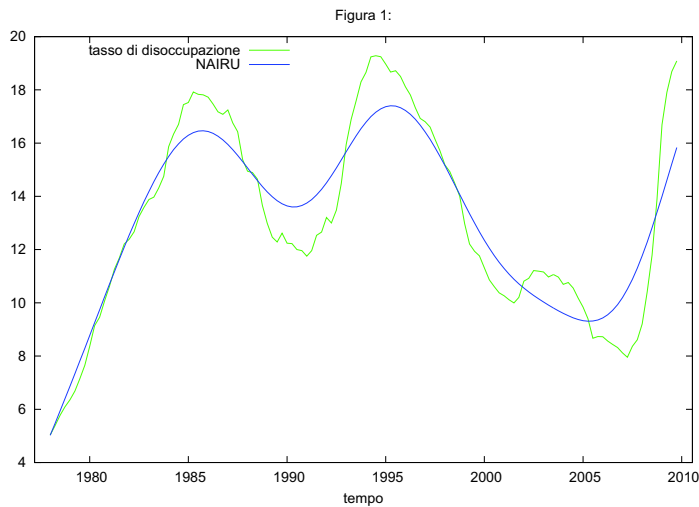
Una modifica alternativa è l'introduzione dei ritardi dell'inflazione e dell'output gap. Come riportato in letteratura non è possibile conoscere l'output gap reale e l'inflazione al momento in cui vengono fissati i tassi d'interesse, sarebbe più realistico usare ritardi (McCallum, 1999a).

$$i_t^{corto} = c + \alpha \Pi_t + \beta (\gamma_t - \gamma_t^*) + \delta l_{t-1} + \rho i_{t-n}^{corto} + \alpha \Pi_{t-n} + \beta (\gamma_t - \gamma_t^*)_{t-n} + \varepsilon_t \quad (6)$$

- $\Pi_{t-n}$  e  $(\gamma_t - \gamma_t^*)_{t-n}$  sono rispettivamente la serie dell'inflazione e dell'output gap ritardate di n periodi.

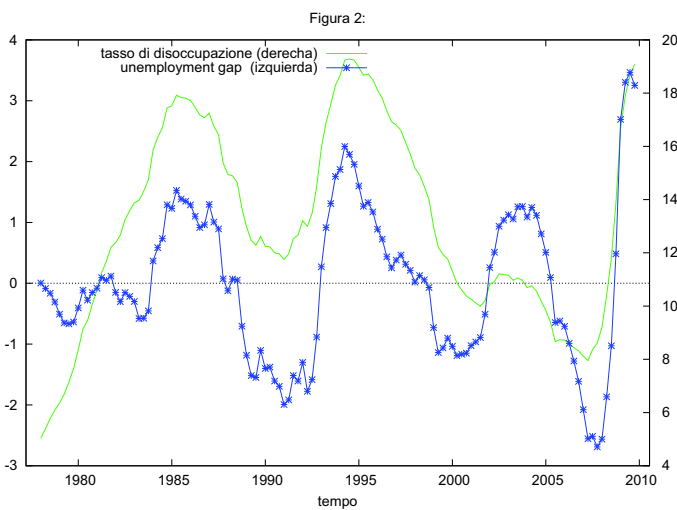
### 3.1.4 Misurazioni dell'output gap

Alcuni autori, come Taylor (1999) e Orphanides e Williams (2003), suggeriscono l'uso del gap del tasso di disoccupazione (unemployment gap) rispetto all'output gap. Questa modifica riflette la legge di Okun (1962), che relaziona appunto l'output gap e l'unemployment gap. L'economista Okun ha proposto una regola che stabilisce una correlazione negativa tra output gap e la deviazione del tasso di disoccupazione dal tasso "naturale" di disoccupazione (o NAIRU).



Il NAIRU è "Il tasso di disoccupazione al quale l'inflazione non accelera, cioè il tasso di disoccupazione "naturale" al quale le aspettative di inflazione sono realizzate poichè rappresenta una situazione di "piena occupazione".

Questo tipo di regola tende a risultati abbastanza buoni in termini di stabilizzazione delle fluttuazioni economiche, almeno quando il tasso "naturale" di disoccupazione è misurato con precisione.



Nel tentativo di questo lavoro di approssimare una regola di politica monetaria per la Spagna sono state utilizzate come misurazioni dell'output gap il tasso di disoccupazione o l'unemployment gap. Quindi il coefficiente relativo a queste variabili dovrà essere negativo affinché la funzione di reazione della Banca Centrale possa essere descritta da una regola di Taylor.

$$i_t^{corto} = c + \alpha \Pi_t - \beta d_t + \delta l_{t-1} + \rho i_{t-n}^{corto} + \alpha \Pi_{t-n} - \beta d_{t-n} + \varepsilon_t \quad (7)$$

- $d_t$  è il tasso di disoccupazione o l'unemployment gap;

A continuazione, si cerca di dare una risposta a quella che è la domanda base di questo studio:

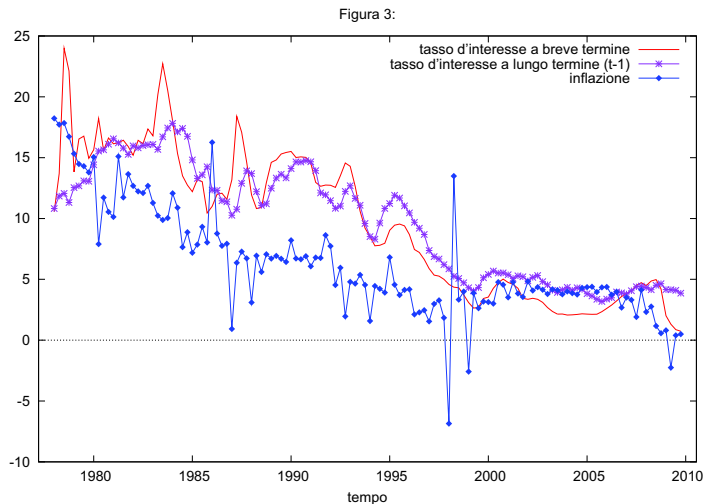
*la reazione del tasso di interesse nominale delle variabili esogene è cambiata con lo spostamento della gestione della politica monetaria da Madrid a Francoforte?*

## 4 Analisi empirica:

### 4.1 Analisi grafica

In una prima fase di analisi si ritiene utile riassumere brevemente i dati.

La figura 3 rappresenta la serie del tasso d'interesse, la serie del tasso d'inflazione e la serie del tasso d'interesse a lungo termine (differito di un periodo).



Il grafico mostra che i tassi di inflazione e di interesse si muovono in collaborazione nel periodo considerato. Questo suggerisce la presenza di un trend.

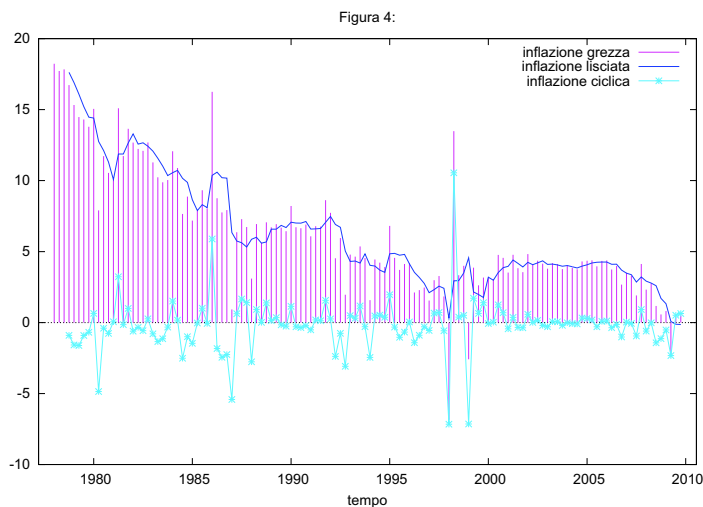
Il tasso d'inflazione è salito alla fine del decennio del 1980, è diminuita costantemente dal 1985 al 1998 e dopo un piccolo incremento dal 1999 al 2000 diventa più stabile. I tassi di interesse di breve e lungo termine si muovono in modo piuttosto simile. L'inflazione mantiene valori sempre più bassi rispetto alle altre due serie ad eccezione dell'ultimo periodo in cui le tre serie si muovono in collaborazione più stretta. Negli ultimissimi anni si osserva invece un forte calo del tasso di interesse e dell'inflazione.

L'inflazione è calcolata come il tasso di crescita del deflatore del PIL, denotando con  $P_t$  il deflatore corrente, si calcola la seguente formula:

$$\Pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} * 400$$

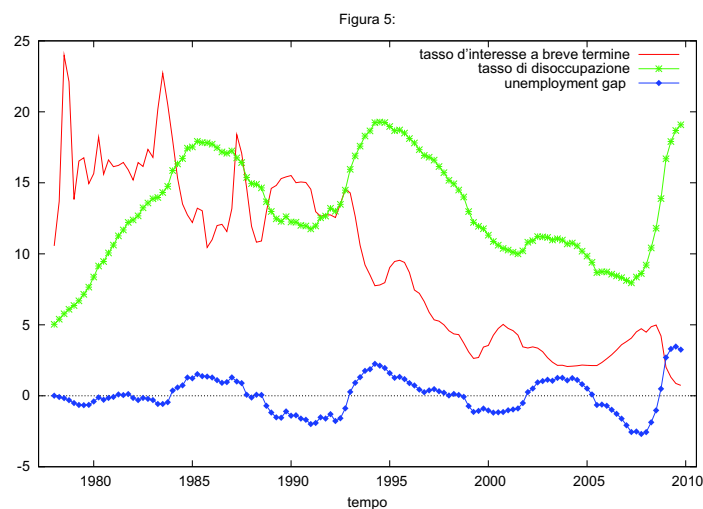
Il tasso di inflazione considerato è il tasso di crescita dei deflatori trimestrali annualizzato.

La serie originale dell'inflazione appare piuttosto volatile e non stazionaria, applicando una media mobile di ordine 4 non centrata si ottiene:



- serie d'inflazione lisciata, che rappresenta la parte "core" della serie, che sarebbe un media dell'inflazione che si potrebbe chiamare obiettivo d'inflazione a lungo termine (inflacion target);
- e otteniamo anche la stima della serie ciclica dell'inflazione, cioè l'inflazione purificata da questo target, che sarebbe una misura del inflacion gap, la deviazione dell'inflazione dal suo target, come proposto nell'equazione (1), la versione originale della regola di Taylor .

La figura 5 mostra la serie del tasso di disoccupazione e la sua deviazione dal NAIRU: l'unemployment gap, il NAIRU è stato calcolato utilizzando il filtro Hodrick-Prescott (vedi Appendice tecnico per i dettagli).



## 4.2 Regole stimate

Per analizzare il comportamento della Banca di Spagna e della BCE sono state applicate due differenti formulazioni risultanti dalla regola di Taylor:

- MODELLO 1: un primo modello come descritto nell'equazione (7) presenta il tasso di interesse nominale a breve termine come variabile dipendente spiegata dall'inflazione e dall'output gap,

quest'ultimo misurato col tasso di disoccupazione. Vi sono inoltre tra le variabili esplicative anche il tasso d'interesse a lungo termine differito di un periodo e i ritardi sia della dipendente che delle indipendenti.

- **MODELLO 2:** un secondo modello come descritto nell'equazione (8) presenta come esplicative l'inflacion gap e, come misura dell'output gap, l'unemployment gap. Le due serie, come visto precedentemente, sono serie stazionarie. Così, per ragioni per lo più empiriche, si è optato per utilizzare in questo modello la componente ciclica delle serie del tasso d'interesse a breve come variabile dipendente e di includere nelle esplicative la componente ciclica della serie del tasso d'interesse a lungo terminem (sempre ritardata di un periodo), entrambe serie stazionarie. Sono inclusi inoltre i ritardi sia della variabile dipendente che delle variabili indipendenti.

$$i_{c,t}^{corto} = c + \alpha(\Pi_t - \Pi_t^*) - \beta d_t + \delta l_{t-1} + \rho_{t-n}^{corto} + \alpha \Pi_{t-n} - \beta d_{t-n} + \varepsilon_t \quad (8)$$

dove  $c = i_t^*$  e  $d_t$  è l'unemployment gap.

La ricetta abituale è quella di utilizzare gli errori standard di Newey-West e la correlazione seriale negli stimatori robusti per tener conto dell'eteroschedasticità e della persistenza di autocorrelazione (vedi Appendice tecnico per i dettagli).

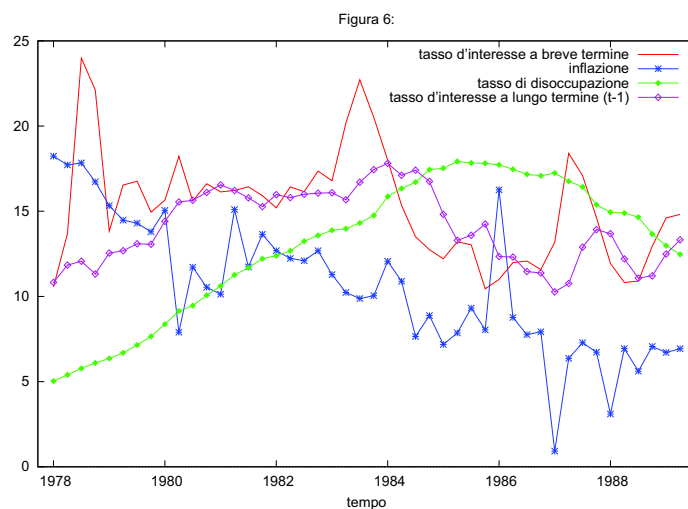
### 4.3 Come si divide il campione

Il primo campione (1978: I-1998: IV) corrisponde agli anni in cui l'esecuzione della politica monetaria era amministrata dal Banco de España. Il campione è stato ulteriormente suddiviso in due sottoperiodi in funzione delle variazioni prodotte nel disegno della politica monetaria applicata dal Banco de España. Il primo periodo (1978: I-1989: II) corrisponde agli anni in cui nell'attuazione della politica monetaria predominano le caratteristiche di una "economia chiusa" (Ayuso e Escrivá, 1997), e nel secondo (1989: III-1998: IV) quelle di una "economia aperta", soggetta agli impegni di cambio derivanti dalla integrazione della peseta nel meccanismo dei tassi di cambio dello SME.

Il secondo campione (1999: I-2009: IV) corrisponde agli anni in cui l'attuale politica monetaria unica è condotta dalla Banca Centrale Europea (BCE).

## 4.4 Primo Campione (1978:I-1998:IV)

### 4.4.1 Primo Sottocampione (1978:I-1989:II)



#### MODELLO 1:

Modello 1: Stime OLS usando le 44 osservazioni 1978:3–1989:2  
 Variabile dipendente: tasso d'interesse  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	9,69063	3,69897	2,6198	0,0126
$\alpha$	0,0709954	0,0948020	0,7489	0,4585
$\beta$	-0,261985	0,115801	-2,2624	0,0295
$\delta_{t-1}$	0,349942	0,232789	1,5033	0,1410
$\rho_{t-1}$	0,660748	0,195673	3,3768	0,0017
$\rho_{t-2}$	-0,433284	0,163556	-2,6491	0,0117

Le stime partono dal 1978:3 per evitare che i valori delle variabili ritardate introducano osservazioni del periodo precedente al 1978.

Tutti i coefficienti stimati presentano i segni attesi, i coefficienti che accompagnano il tasso di disoccupazione e i ritardi della dipendente risultano significativi, anche se il coefficiente relativo all'inflazione e il coefficiente relativo al tasso di interesse a lungo differito di un periodo non sono significativamente diversi da zero.

Stimando il modello escludendo i parametri non significativi:

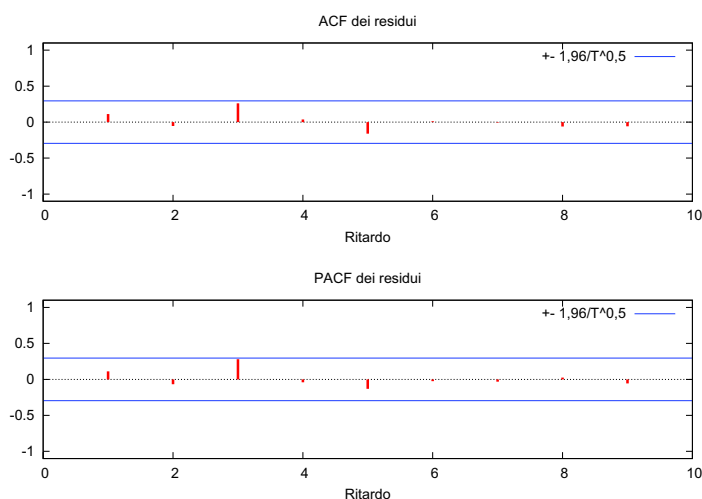
Modello 1.2: Stime OLS usando le 44 osservazioni 1978:3–1989:2  
 Variabile dipendente: tasso d'interesse  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	12,2110	4,63567	2,6341	0,0119
$\beta$	-0,246608	0,121817	-2,0244	0,0496
$\rho_{t-1}$	0,734577	0,190369	3,8587	0,0004
$\rho_{t-2}$	-0,313844	0,122438	-2,5633	0,0142

Media var. dipendente	15,42610	SQM var. dipendente	3,211874
Somma quadr. residui	200,4123	E.S. della regressione	2,238371
$R^2$	0,548208	$R^2$ corretto	0,514323
$F(3, 40)$	12,20345	P-value( $F$ )	8,26e-06
Log-verosimiglianza	-95,78941	Criterio di Akaike	199,5788
Criterio di Schwarz	206,7156	Hannan-Quinn	202,2255

I coefficienti che accompagnano il tasso di disoccupazione e dei ritardi della dipendente rimangono significativi.

Analisi dei residui:



Dal correlogramma i residui appaiono distribuirsi come white-noise.

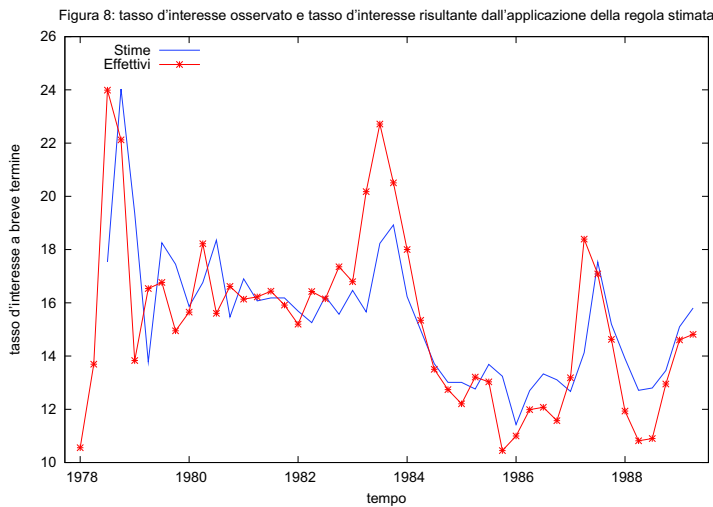
Statistica Durbin-Watson = 1,56319

p-value = 0,0382644

L'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione tra i residui è confermata dal valore di circa 2 del test di Durbin-Watson (vedi Appendice tecnico) ammettendo un errore del 5%, ma rifiutata ammettendo un errore del 1%. Tuttavia l'utilizzo della stima robusta della matrice di varianze e covarianze permette di mantenere stime consistenti.

Questa regola spiega i movimenti dei tassi di interesse nella pratica?

Per avere un'idea della bontà di adattamento, la Figura 8 mostra in linea continua il tasso di interesse che il Banco de España avrebbe fissato se avesse applicato esattamente la regola stimata. La linea con i punti riflette il tasso di interesse di intervento che ha mantenuto l'autorità monetaria spagnola.



Il coefficiente di determinazione aggiustato presenta un valore del 51 %.  
L'incidenza dell'output gap nel tasso di interesse nominale nel lungo periodo è di:

$$\frac{-\beta}{1 - (\rho_{t-1} + \rho_{t-2})} = \frac{0,246608}{1 - (0,734577 - 0,313844)} = 0,4257242$$

#### MODELLO 2:

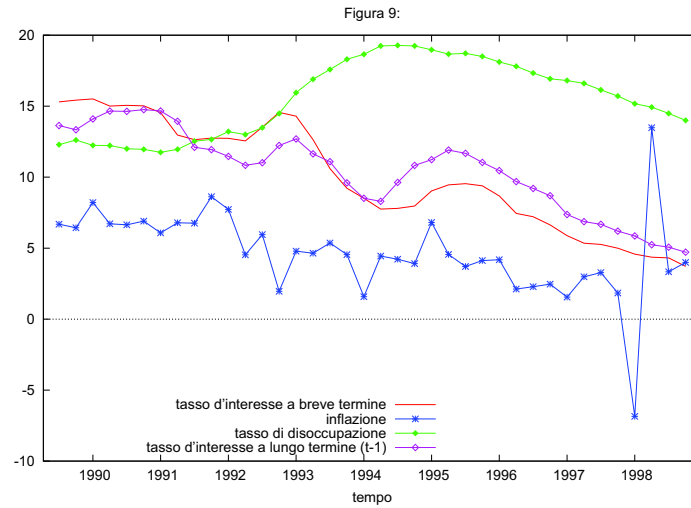
Modello 2: Stime OLS usando le 43 osservazioni 1978:4–1989:2  
Variabile dipendente: ciclo tasso d'interesse  
Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	-0,114418	0,227581	-0,5028	0,6181
$\alpha$	-0,0161795	0,0997540	-0,1622	0,8720
$\beta$	-0,373104	0,398986	-0,9351	0,3558
$\delta_{t-1}$	-0,197422	0,337785	-0,5845	0,5625
$\rho_{t-1}$	0,617139	0,150419	4,1028	0,0002
$\rho_{t-2}$	-0,426119	0,145220	-2,9343	0,0057

Per quanto riguarda la possibilità di stimare il MODELLO 2, i risultati non sono per niente soddisfacenti. I valori ottenuti per i coefficienti relativi ai parametri sono molto lontani da quelli riportati in letteratura.



#### 4.4.2 Secondo Sottocampione (1989:III-1998:IV)



#### MODELLO 1:

Modello 1: Stime OLS usando le 38 osservazioni 1989:3–1998:4  
 Variabile dipendente: tasso d'interesse  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	0,754345	0,763767	0,9877	0,3307
$\alpha$	0,0232351	0,0172444	1,3474	0,1873
$\beta$	-0,0668152	0,0471931	-1,4158	0,1665
$\delta_{t-1}$	0,176437	0,103566	1,7036	0,0981
$\rho_{t-1}$	1,32244	0,163099	8,1082	0,0000
$\rho_{t-2}$	-0,498941	0,101874	-4,8976	0,0000

Tutti i coefficienti stimati presentano i segni attesi, i coefficienti relativi ai ritardi del tasso a breve e al tasso a lungo termine risultano significativi, anche se i coefficienti relativi all'inflazione e al tasso di disoccupazione insieme non sono significativamente diversi da zero.

Si dimostra che il coefficiente relativo all'inflazione risulta significativo se si esclude il tasso di disoccupazione dal modello (non vale il contrario).

Modello 1.2: Stime OLS usando le 38 osservazioni 1989:3–1998:4  
 Variabile dipendente: tasso d'interesse  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

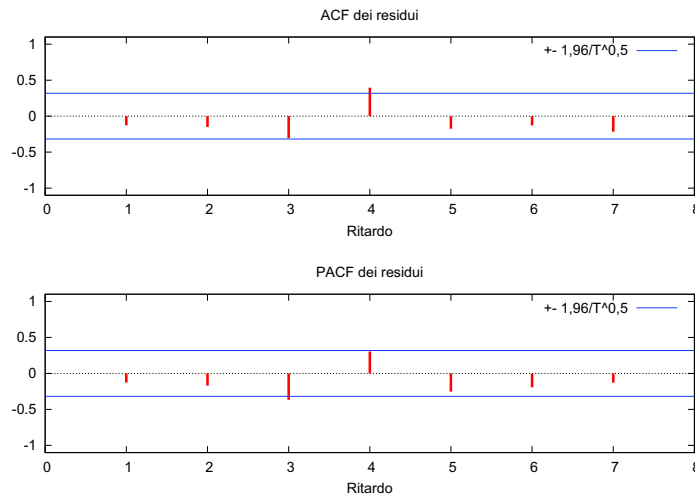
	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	0,266819	0,243708	1,0948	0,2826
$\alpha$	0,0462113	0,0104678	4,4146	0,0001
$\alpha_{t-1}$	0,0680061	0,0147100	4,6231	0,0001
$\alpha_{t-2}$	0,102689	0,0134682	7,6245	0,0000
$\alpha_{t-3}$	0,211822	0,0248656	8,5186	0,0000
$\delta_{t-1}$	0,387698	0,0901574	4,3002	0,0002
$\delta_{t-2}$	-0,432374	0,120347	-3,5927	0,0012
$\rho_{t-1}$	1,14096	0,105805	10,7836	0,0000
$\rho_{t-1}$	-0,327183	0,0919688	-3,5575	0,0013

Media var. dipendente	10,05929	SQM var. dipendente	3,840350
Somma quadr. residui	4,491766	E.S. della regressione	0,393559
$R^2$	0,991769	$R^2$ corretto	0,989498
$F(8, 29)$	1259,520	P-value( $F$ )	1,02e-34
Log-verosimiglianza	-13,34820	Criterio di Akaike	44,69640
Criterio di Schwarz	59,43468	Hannan-Quinn	49,94017

Inoltre risultano significativi i coefficienti associati ai ritardi: fino al terzo dell'inflazione e fino al secondo del tasso d'interesse a lungo.

Questo dimostra una reazione ritardata della Banca Centrale.

Analisi dei residui:



Dal correlogramma i residui appaiono distribuirsi come white-noise.

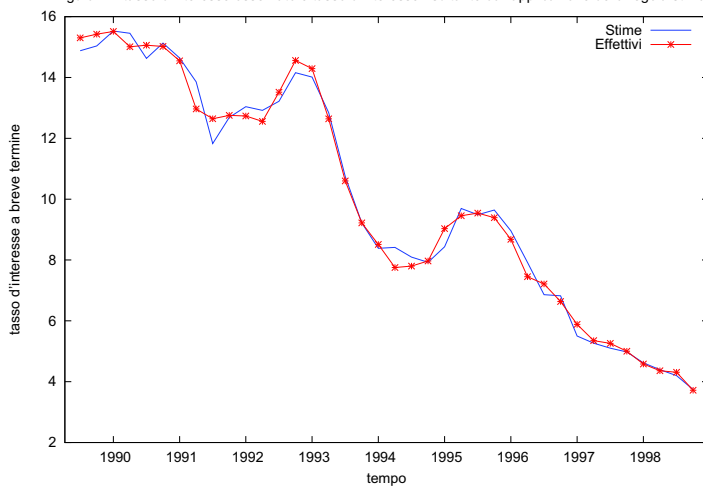
Statistica Durbin-Watson = 2,21361

p-value = 0,485682

L'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione tra i residui è confermata dal valore di circa 2 del test di Durbin-Watson.

Questa regola spiega i movimenti dei tassi di interesse nella pratica?

Figura 11: tasso d'interesse osservato e tasso d'interesse risultante dall'applicazione della regola stimata

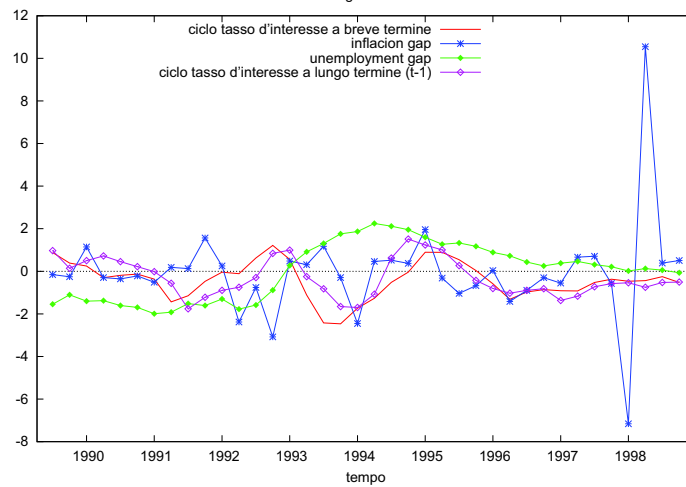


Il coefficiente di determinazione aggiustato presenta un valore del 99 %.

L'incidenza dell'inflazione nel tasso di interesse nominale nel lungo periodo è di:

$$\frac{\alpha + \alpha_{t-1} + \alpha_{t-2} + \alpha_{t-3}}{1 - (\rho_{t-1} + \rho_{t-2})} = \frac{0,0462113 + 0,0680061 + 0,102689 + 0,211822}{1 - (1,14096 - 0,327183)} = 2,302231$$

Figura 12:



**MODELLO 2:**

Modello 2: Stime OLS usando le 38 osservazioni 1989:3–1998:4  
 Variabile dipendente: Ciclo tasso d'interesse  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	-0,131467	0,0748278	-1,7569	0,0885
$\alpha$	0,0184319	0,0544977	0,3382	0,7374
$\beta$	-0,0975575	0,0680118	-1,4344	0,1612
$\delta_{t-1}$	0,257433	0,0704653	3,6533	0,0009
$\rho_{t-1}$	0,979022	0,102405	9,5603	0,0000
$\rho_{t-2}$	-0,518424	0,113033	-4,5865	0,0001

Come nel modello precedente la stima dei coefficienti relativi all'inflacion gap e all'unemployment gap, misura dell'output gap, insieme non risultano significativamente diversi da zero e si dimostra che il coefficiente dell'inflacion gap risulta significativo se si esclude l'unemployment gap dalle esplicative (non vale il contrario).

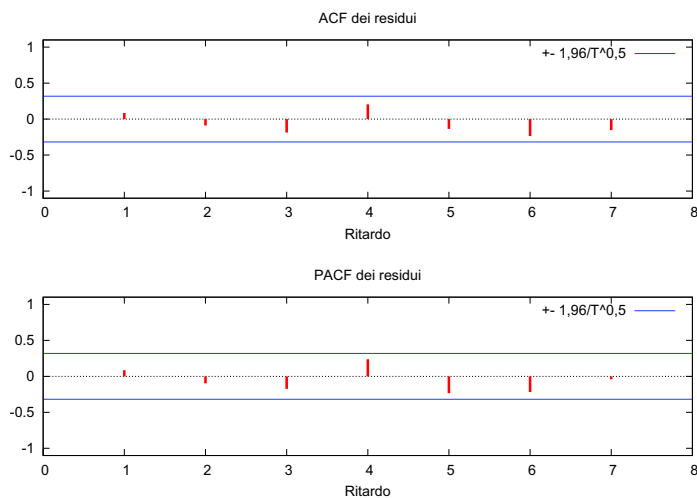
Modello 2.1: Stime OLS usando le 38 osservazioni 1989:3–1998:4  
 Variabile dipendente: ciclo tasso d'interesse  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	-0,0296043	0,0613613	-0,4825	0,6330
$\alpha$	0,0351914	0,0188927	1,8627	0,0723
$\alpha_{t-1}$	0,0561761	0,0251338	2,2351	0,0330
$\alpha_{t-2}$	0,0991270	0,0273245	3,6278	0,0011
$\alpha_{t-3}$	0,201030	0,0456462	4,4041	0,0001
$\delta_{t-1}$	0,650475	0,137178	4,7418	0,0000
$\delta_{t-2}$	-0,543260	0,157071	-3,4587	0,0016
$\rho_{t-1}$	0,690948	0,104148	6,6343	0,0000

Media var. dipendente	-0,411009	SQM var. dipendente	0,857753
Somma quadr. residui	4,385098	E.S. della regressione	0,382322
$R^2$	0,838916	$R^2$ corretto	0,801329
$F(7, 30)$	28,20777	P-value( $F$ )	1,58e-11
Log-verosimiglianza	-12,89156	Criterio di Akaike	41,78311
Criterio di Schwarz	54,88380	Hannan-Quinn	46,44424

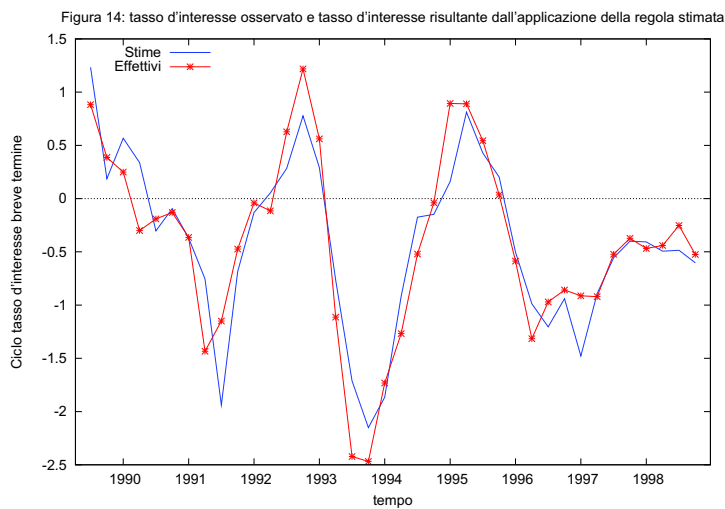
Si ottiene un modello molto simile al precedente; risultano significativi i coefficienti relativi ai ritardi: fino al terzo dell'inflazione e fino al secondo del tasso a lungo differito; e risulta significativo solo il coefficiente associato al primo ritardo della dipendente.

Analisi dei residui:



Dal correlogramma i residui appaiono distribuirsi come white-noise.  
 Statistica Durbin-Watson = 1,8  
 p-value = 0,145081  
 L'ipotesi nulla di assenza di correlazione tra i residui è confermata dal valore di circa 2 del test di Durbin-Watson.

Questa regola spiega i movimenti dei tassi di interesse nella pratica?

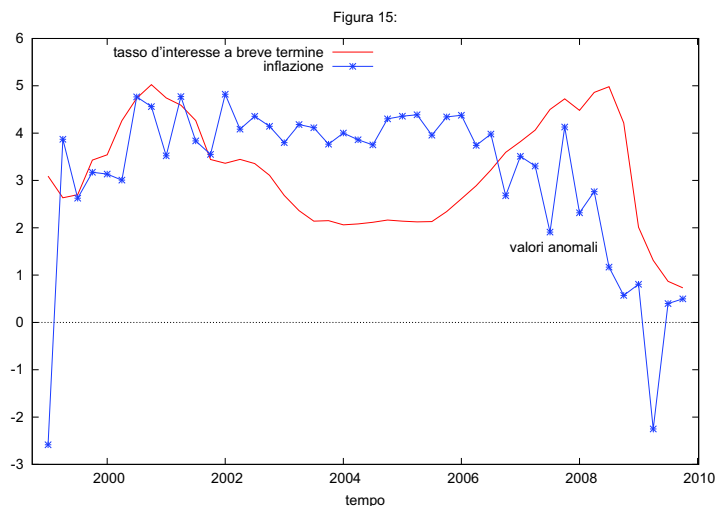


Il coefficiente di determinazione aggiustato presenta un valore del 80 %.  
 L'incidenza dell'inflazione nel tasso di interesse nominale nel lungo periodo è di:

$$\frac{\alpha + \alpha_{t-1} + \alpha_{t-2} + \alpha_{t-3}}{1 - (\rho_{t-1} + \rho_{t-2})} = \frac{0,0351914 + 0,0561761 + 0,0991270 + 0,201030}{1 - (0,690948)} = 1,266856$$

La stima di  $\alpha$  è significativamente maggiore dell'unità per entrambi i modelli.

## 4.5 Secondo Campione (1999:I-2009:IV)



Come si poteva notare dall'analisi grafica iniziale, ci sono dei valori anomali del tasso d'interesse a breve termine e dell'inflazione che corrispondono agli ultimi trimestri del 2007 e ai trimestri del 2008 e 2009.

Si preferisce limitare il campione fino al 2006:IV, dato il periodo di forte crisi finanziaria che ha influito sull'economia mondiale negli anni a seguire e che ancora non è terminato. Queste osservazioni non sono indispensabili per lo svolgimento dell'indagine, eliminarle fa sì che si riduca il campione provocando una perdita d'informazione, però includerle vorrebbe dire falsare l'analisi. Si nota inoltre che anche il primo valore dell'inflazione non appare in accordo con l'andamento generale della serie, si elimina quindi dal campione anche la prima osservazione corrispondente al primo trimestre del 1999, probabilmente ancora influenzato dalla politica precedente la BCE.

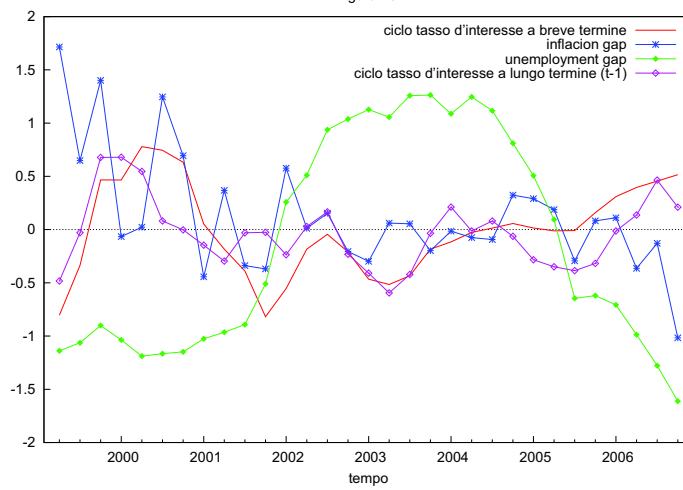
### MODELLO 1:

Modello 1: Stime OLS usando le 31 osservazioni 1999:2-2006:4  
 Variabile dipendente: tasso d'interesse  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	0,796908	0,659939	1,2075	0,2385
$\alpha$	-0,0538887	0,104664	-0,5149	0,6112
$\beta$	-0,103805	0,0775141	-1,3392	0,1926
$\delta_{t-1}$	0,286833	0,169624	1,6910	0,1033
$\rho_{t-1}$	1,17147	0,233388	5,0194	0,0000
$\rho_{t-2}$	-0,424483	0,176397	-2,4064	0,0238

Stimando il MODELLO di tipo 1 non si ottengono buoni risultati, il coefficiente relativo all'inflazione non presenta il segno atteso.

Figura 16:



**MODELLO 2:**

Modello 2: Stime OLS usando le 31 osservazioni 1999:2–2006:4  
 Variabile dipendente: ciclo tasso d'interesse  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	0,0305756	0,0349337	0,8752	0,3895
$\alpha$	0,134796	0,0780611	1,7268	0,0961
$\beta$	0,0180600	0,0465762	0,3878	0,7014
$\delta_{t-1}$	0,515038	0,111776	4,6078	0,0001
$\rho_{t-1}$	0,708909	0,0934438	7,5865	0,0000

Tutti i coefficienti presentano i segni attesi. I coefficienti associati all'inflazione e al tasso d'interesse a lungo termine risultano significativamente diversi da zero mentre il coefficiente associato al parametro dell'unemployment gap non risulta significativo, ristimando il modello senza tale parametro si ottengono le seguenti stime:

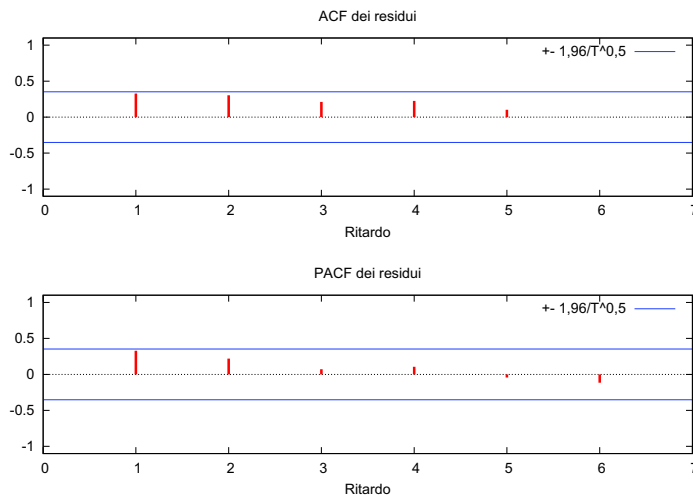
Modello 2.1: Stime OLS usando le 31 osservazioni 1999:2–2006:4  
 Variabile dipendente: ciclo tasso d'interesse  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
$c$	0,0224287	0,0437167	0,5130	0,6123
$\alpha$	0,169070	0,0687617	2,4588	0,0209
$\alpha_{t-1}$	0,0464251	0,0166505	2,7882	0,0098
$\delta_{t-1}$	0,448118	0,0964458	4,6463	0,0001
$\rho_{t-1}$	0,672018	0,0798091	8,4203	0,0000

Media var. dipendente	-0,007273	SQM var. dipendente	0,427039
Somma quadr. residui	0,826885	E.S. della regressione	0,178335
$R^2$	0,848857	$R^2$ corretto	0,825604
$F(4, 26)$	91,58352	P-value( $F$ )	6,25e-15
Log-verosimiglianza	12,18610	Criterio di Akaike	-14,37219
Criterio di Schwarz	-7,202255	Hannan-Quinn	-12,03497

I risultati ottenuti sono ora soddisfacenti, i coefficienti presentano il segno atteso. I coefficienti associati all'inflazione e al suo primo ritardo e i coefficienti associati al primo e secondo ritardo del tasso d'interesse a breve termine risultano significativi.

Analisi dei residui:



Dal correlogramma i residui appaiono distribuirsi come white-noise.

Statistica Durbin-Watson = 1,25211

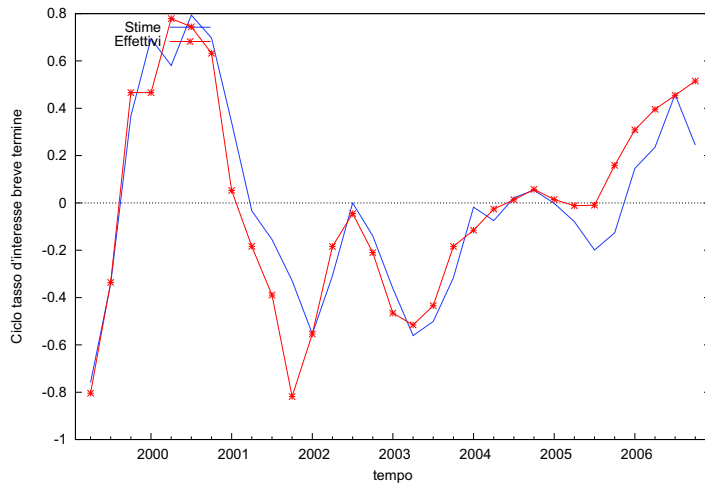
p-value = 0,00471224

Tuttavia l'ipotesi nulla di assenza di correlazione tra i residui non è confermata dal valore del test di Durbin-Watson.

Questa regola spiega i movimenti dei tassi di interesse nella pratica?



Figura 18: tasso d'interesse osservato e tasso d'interesse risultante dall'applicazione della regola stimata



Il coefficiente di determinazione aggiustato presenta un valore del 83%.  
L'incidenza dell'inflazione nel tasso di interesse nominale nel lungo periodo è di:

$$\frac{\alpha + \alpha_{t-1}}{1 - \rho_{t-1}} = \frac{0,169070 + 0,0464251}{1 - 0,672018} = 0,6570333$$

La stima di  $\alpha$  è significativamente minore dell'unità.

## 5 Conclusioni

Questo lavoro esamina l'attuazione della politica monetaria in Spagna durante il periodo dal 1978 al 2009.

Durante il periodo in cui il Banco de España gestisce la politica monetaria vi sono stati sostanziali cambiamenti nel contesto dell'economia spagnola, come l'entrata nel Sistema Monetario Europeo o il processo di convergenza verso l'Unione Economica e Monetaria, causando profondi cambiamenti nel modo di agire della Banca Centrale.

Gli anni Ottanta non si caratterizzano per una politica monetaria contro l'inflazione. Le ragioni di questi risultati sono il prodotto della situazione politica ed economica che attraversò l'economia spagnola nel corso di questo periodo, caratterizzato da una economia chiusa. In questi anni, la Banca di Spagna ha condotto la politica monetaria in Spagna mediante un sistema di strumentazione su due livelli, controllando un aggregato monetario come obiettivo intermedio, esercitò un controllo congiunto della quantità di moneta e dei tassi di interesse, ma sembra che non abbia prestato abbastanza attenzione ai movimenti del tasso d'inflazione. Ad ogni modo, la significatività del coefficiente che accompagna il tasso di disoccupazione, nel modello stimato per questo periodo, suggerisce che il Banco de España, al tempo di fissare i tassi di interesse nominali, abbia tenuto conto della posizione ciclica dell'economia.

L'ingresso nel Sistema Monetario Europeo (1989) ha indotto la Banca di Spagna a impegnarsi ad adottare misure per difendere la parità della peseta nel sistema, un impegno che si modificò sostanzialmente dopo l'allargamento delle bande di fluttuazione del tasso di cambio nel 1993. Infine, con l'approvazione dello statuto di autonomia della Banca di Spagna (1994) e l'impegno a rispettare i criteri di convergenza di Maastricht cambiarono sostanzialmente il contesto e gli obiettivi dell'autorità monetaria. Così, negli ultimi anni di competenza nazionale in materia di politica monetaria si optò per la transizione a un sistema di strumentazione su un unico livello, con l'obiettivo finale della stabilità dei prezzi. Senza dubbio, un risultato chiave di questo studio è che la Banca di Spagna ha preso le decisioni di politica monetaria dal 1989 al 1998 come se avesse seguito una regola simile a quella proposta da Taylor. In entrambi i modelli stimati si ottiene un coefficiente associato all'inflazione maggiore dell'unità. Questo significa che l'autorità monetaria spagnola ha cercato di contrastare l'inflazione mediante dei movimenti del tasso di interesse.

Dall'adesione all'UEM, secondo l'analisi condotta, sembra invece che la BCE non abbia condotto una politica di carattere anti-inflazionista. E' stato possibile partecipare a una moneta unica e a una politica monetaria comune grazie ad una notevole convergenza delle economie degli Stati, ma le differenze nei sistemi politici e istituzionali, nei sistemi fiscali, nella struttura del mercato del lavoro e nelle questioni legali, assieme alle peculiarità nazionali, danno luogo a delle differenze. Queste differenze si manifestano sia nella evoluzione dei livelli di produzione e dei prezzi nei diversi Paesi, come nei diversi processi di aggiustamento che richiede ciascuno di essi. Anche se l'obiettivo primario della politica monetaria unica è quello di mantenere la stabilità dei prezzi nell'area dell'euro, la politica monetaria può non essere sufficientemente adeguata a livello nazionale. Concretamente, nel caso della Spagna, nella regola stimata si osserva un coefficiente associato all'inflazione inferiore all'unità e un coefficiente associato all'outputgap non significativo, l'evidenza empirica sembra quindi indicare che le direttive della BCE risultano insufficienti per contenere l'inflazione spagnola e questo rivela inoltre una scarsa attenzione del BCE verso la deviazione del tasso di disoccupazione dal suo livello "naturale", per tanto al ciclo economico.

## Appendice tecnico

**Il filtro di Hodrick–Prescott** Una serie storica  $y_t$  può essere scomposta in un trend, o componente di crescita  $g_t$  e in una componente ciclica  $c_t$ .

$$y_t = g_t + c_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Il filtro di Hodrick–Prescott effettua questa scomposizione, minimizzando l'espressione seguente:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1}))^2$$

Il primo termine è la somma dei quadrati delle componenti cicliche  $c_t = y_t - g_t$ . Il secondo termine è un multiplo  $\lambda$  della somma dei quadrati delle differenze seconde della componente di trend. Questo secondo termine penalizza le variazioni nel tasso di crescita della componente di trend: maggiore è il valore di  $\lambda$ , maggiore sarà la penalizzazione, e quindi più regolare sarà la serie di trend.

Hodrick e Prescott (1997) suggeriscono che un valore  $\lambda = 1600$  sia ragionevole per dati trimestrali.

**Matrice di covarianza robusta HAC** Si consideri il modello di regressione lineare

$$y = X\beta + u$$

dove  $y$  e  $u$  sono vettori di dimensione  $T$ ,  $X$  è una matrice  $T \times k$  di regressori, e  $\beta$  è un vettore di parametri di dimensione  $k$ . Come è noto, lo stimatore di  $\beta$  dato dai minimi quadrati ordinari (OLS) è  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$

Se la condizione  $E(u|X) = 0$  è soddisfatta, questo stimatore è non distorto; sotto condizioni meno restrittive, lo stimatore è distorto ma consistente. È semplice mostrare che quando lo stimatore OLS non è distorto (ossia quando  $E(\hat{\beta} - \beta) = 0$ ), la sua varianza è

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = E((\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)') = (X'X)^{-1}X'\Omega X(X'X)^{-1}$$

dove  $\Omega = E(uu')$  è la matrice di covarianza dei termini di errore. Sotto l'ipotesi che i termini di errore siano indipendenti e identicamente distribuiti (iid), si può scrivere  $\Omega = \sigma^2 I$ , dove  $\sigma^2$  è la varianza (comune) degli errori (e le covarianze sono zero). In questo caso, si ha

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = \sigma^2 (X'X)^{-1}$$

Se la condizione iid non è soddisfatta una soluzione è usare lo stimatore OLS ma calcolare gli errori standard (o più in generale le matrici di covarianza) in modo che siano robusti rispetto alle deviazioni dall'ipotesi iid.

White (1980) ha mostrato che

$$\widehat{\text{Var}}_h(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}X'\hat{\Omega}X(X'X)^{-1}$$

$\hat{\Omega}$  è una matrice diagonale i cui elementi diversi da zero possono essere stimati usando i quadrati dei residui OLS. White ha chiamato questo stimatore HCCME (heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator).

L'autocorrelazione nelle serie storiche implica che almeno alcuni degli elementi fuori dalla diagonale di  $\hat{\Omega}$  possono essere diversi da zero. Questo introduce una complicazione evidente e un'ulteriore

termine da tenere presente: le stime della matrice dicovarianza che sono asintoticamente valide anche in presenza di eteroschedasticità e autocorrelazione nel processo di errore vengono definite HAC (heteroskedasticity and autocorrelation consistent).

Detto questo, si ha l'estensione dello stimatore HCCME di White al caso di errori autocorrelati: stimare gli elementi fuori dalla diagonale di  $\hat{\Omega}$  (ossia le autocovarianze,  $E(u_t u_s)$ ) usando, ancora una volta, gli opportuni residui  $OLS$ :  $\hat{\omega}_{ts} = \hat{u}_t \hat{u}_s$ . Questo approccio sembra giusto, ma richiede una correzione importante: cerchiamo uno stimatore consistente, che converga verso il vero  $\Omega$  quando l'ampiezza del campione tende a infinito. Campioni più ampi permettono di stimare più elementi di  $\omega_{ts}$  (ossia, per  $t$  e  $s$  più separati nel tempo), ma non forniscono più informazione a proposito delle coppie  $\omega_{ts}$  più distanti nel tempo, visto che la massima separazione nel tempo cresce anch'essa al crescere della dimensione del campione.

Una soluzione a questo problema è offerta dallo stimatore di Newey–West (Newey e West, 1987), che assegna pesi declinanti alle autocovarianze campionarie, man mano che la separazione temporale aumenta.

**Test di Durbin-Watson** Il test sviluppato da Durbin e Watson è il test più frequentemente utilizzato per rilevare la presenza di autocorrelazione nei modelli di regressione.

Questo test permette di verificare l'ipotesi di non autocorrelazione contro l'ipotesi alternativa di autocorrelazione di primo ordine sotto uno schema autoregressivo.

La statistica ha la seguente forma:

$$DB = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}$$

Questa statistica può essere interpretata come: se vi è autocorrelazione positiva la differenza tra i residui che distano di un periodo è molto piccola e quindi il valore statistico di  $DB$  è vicino a zero; se vi è autocorrelazione negativa i residui saranno praticamente uguali ma di segno contrario, la differenza sarà quindi grande e la statistica sarà più prossima al suo limite superiore, come vedremo, è impostato sul quattro; se non c'è autocorrelazione, la relazione tra i residui sarà intermedia e quindi anche il valore della statistica anche raggiungerà un valore intermedio.

Per impostare i limiti di variazione della statistica  $DB$  la formula precedente può essere sviluppata ottenendo una espressione in funzione del coefficiente di autocorrelazione campionario di primo ordine per i residui  $\hat{\rho}$ ,

$$DB = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2} = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t^2 - \varepsilon_{t-1}^2 - 2\varepsilon_t \varepsilon_{t-1})}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2} = \frac{\sum_{t=2}^n \varepsilon_t^2 + \sum_{t=2}^n \varepsilon_{t-1}^2 - 2 \sum_{t=2}^n \varepsilon_t \varepsilon_{t-1}}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}$$

dato che, quando la dimensione del campione è grande, si può considerare che  $\sum_{t=2}^n \varepsilon_t^2 \approx \sum_{t=2}^n \varepsilon_{t-1}^2 \approx \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2$  allora la statistica  $DB$  si può esprimere come,

$$DB = \frac{2 \sum_{t=2}^n \varepsilon_t^2 + 2 \sum_{t=2}^n \varepsilon_t \varepsilon_{t-1}}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}$$

e dato che il coefficiente di correlazione empirico di primo ordine si calcola,  $\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n \varepsilon_t \varepsilon_{t-1}}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}$

allora la statistica sperimentale si può esprimere  $DB \approx 2(1 - \hat{\rho})$

Tenendo conto i limiti di variazione del coefficiente di autocorrelazione empirico,  $-1 < \hat{\rho} < 1$ , si può dedurre il range di variazione della statistica di Durbin-Watson e il segno dell'autocorrelazione:

$\hat{\rho} = -1 \Rightarrow DB \approx 4$  si considera che esista autocorrelazione negativa

$\hat{\rho} = 0 \Rightarrow DB \approx 2$  indica assenza di autocorrelazione

$\hat{\rho} = +1 \Rightarrow DB \approx 0$  si può ammettere la presenza di autocorrelazione positiva.

# References

- [1] AYUSO, J. y ESCRIVÁ, J. L. (1997): «La evolución de la estrategia de control monetario en España», en Servicio de Estudios del Banco de España: La política monetaria y la inflación en España, Alianza Editorial, Madrid, páginas 89-120.
- [2] ANCHUELO, A. (2005): «Las políticas macroeconómicas », en GARCÍA DELGADO, J. L. y MYRO, R. (dirs.): Lecciones de economía española (7.<sup>a</sup> ed.), Thomson-Civitas, Madrid, páginas 397-419.
- [3] Clarida, Richard, Jordi Galí, and Mark Gertler, 1999, "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 4, pp. 1661–707.
- [4] Faust, Jon, John H. Rogers y Jonathan H. Wright (2001), "An empirical comparison of Bundesbank and ECB monetary policy rules", Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper 705.
- [5] Gerlach-Kristen, Petra, (September 2003), "Interest Rate Reaction Functions And The Taylor Rule In The Euro Area," ECB Working Paper No.258.
- [6] Goodfriend, M. (1991), "Interest Rate Smoothing in the Conduct of Monetary Policy," in *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 7-30.
- [7] Goodfriend, Marvin (1998), "Using the term structure of interest rates for monetary policy", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 84 (3), pp. 13-30.
- [8] McCallum, Bennett T., and Edward Nelson (1999a). "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis," *Journal of Money, Credit, and Banking* 31.
- [9] Okun, A.M., 1962, "Potential GNP: Its Measurement and Significance," in *American Statistical Association 1962 Proceedings of the Business and Economic Section* (Washington: American Statistical Association).
- [10] Orphanides, and John C. Williams, 2003, "Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates," *Finance and Economics Discussion Paper Series No. 2003-11* (Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System).
- [11] Pérez, Eduardo Esteve, y Gordero, Julia Torrecabota, (2006), "Las reglas monetarias y su falsa simplicidad. una aproximación a la regla de Taylor," *Observatorio de Coyuntura Económica Internacional*.
- [12] Pérez, Víctor López, (septiembre 2002) "¿Ha seguido el Banco de España una regla de Taylor con información en tiempo real?," *Investigaciones Económicas*, vol. 26, número 3, pp. 475-496.
- [13] Roldán, Carmen Díaz, y Alberto Montero Soler, (2001), "Las reglas de política monetaria en la actuación del Banco de España: 1978:1998," *Revista de Economía Aplicada*, volumen 12, número 34, páginas 39-51.

- [14] !"#\$\$%&'()\*+%, -.& /01"2!3(4!56! 7889:& ;<(!"-62>( \*!%+6()2( +% ?5=( @ (A +B!"1>2C% )+>2+%6+  
+ 2\*="2>(>2!%+5 \*(>)!+>!%C\*2>(5&D E'? F!"-62>( ?>!%C\*2>( +% ?5=( @ (GH#IG
- [15] 1#+J15>K& LG ,G /MNNO:& PQ+#+)( " +5+)B+ E%6+)+56 (6+ R()4+62%4& (62!%" ?S=+>6(62!%5  
(%# 6K+ R+)\* T6)1>61)+P& U!1)%(" !V W!%+6()X ?>!%!\*2>5& IO& 7YO379YG
- ZM[\ R(X"!)& U!K% JG& MNNI& ;,25>)+62!% ^+)515 F!"2>X 1"+5 2% F)(>62>+&D '())%+42+3 !>K+56+) !%3  
V+)+%>+ T+)2+5 !% F1J"2> F!"2>X& ^!G IN /,+>+\*J+):& ==G MNO\_7MYG
- ZM9\ R(X"!)& U!K% JG /MNNH:& DRK+ )!J156%+55 (%# +`>2+%>X !V \*!%+6()X ="2>X )1"+5 (5 412#+ "2%+5  
V!) 2%6+)+56 )(6+ 5+662%4 JX 6K+ ?1)!+=(% '+%6)(" J(%aD& EE?T T+\*2%() F(=+) [YNG
- ZMH\ b!#!V!)#& W2>K(+ "& /c>6G& 788I:& ;c=62\*( " E%6+)+563 (6+ T\*!!6K2%4&D RK+ +B2+d !V ?>!%!\*2>  
T61#2+5& ^!G 98& e!G Y& ==G H[M3HH[G